L'Actualité économique

L’hypothèse hicksienne de neutralité technologique : analyse et estimation

Richard G. Zind

Volume 54, numéro 4, octobre–décembre 1978

URI : https://id.erudit.org/iderudit/800795ar
DOI : https://doi.org/10.7202/800795ar

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)
1710-3991 (numérique)

NOTE

L'hypothèse hicksienne de neutralité technologique : analyse et estimation

Introduction

L'impact du progrès technologique sur la production a suscité l'intérêt de plusieurs chercheurs ; Solow (1957) formula un modèle simple et « général » susceptible de « mesurer » cet impact. L'analyse est effectuée à l'aide d'une fonction de production groupant les deux facteurs principaux de production, à savoir la main-d'œuvre, L, et le capital, K. Le temps chronologique sert de mesure à la technologie.

Bien entendu, le progrès technologique agit sur le niveau de production par le biais de son effet sur le rendement de la main-d'œuvre et du capital. Hicks (1932) concentra initialement son attention sur ce rendement. Il maintint le rapport K/L constant et examina le comportement dans le temps du rapport F_L/F_K, où F_L représente le rendement de la main-d'œuvre (le taux de salaires [1]) et F_K le rendement du capital (le taux d'intérêt). Il qualifia le progrès technologique de neutre quand le rapport de ces rendements demeure également constant. Autrement, la technologie est biaisée, soit en faveur de la main-d'œuvre (quand le rapport augmente) soit en faveur du capital (quand le rapport diminue).

Dans la présente étude, nous formulons une relation qui reflète ce concept, et en dérivons une équation qui comporte additivement un terme susceptible de « mesurer » le biais hicksien. Par régression, nous estimons la valeur de ce terme et, par la suite, nous jugeons de la neutralité du progrès technologique.

Nous avons appliqué cette équation à des données tirées du secteur privé non agricole de l'économie américaine ; nos estimations indiquent un progrès technologique neutre. Toutefois, ce secteur a fait l'objet de plusieurs recherches dont les résultats publiés sont parfois contradictoires. Afin de mieux cerner le problème, nous formulons donc trois autres équations susceptibles d'être estimées par régression. Le première relation est dérivée d'une fonction de production comportant les arguments L,

1. Evidemment, ceci sous-tend des marchés concurrentiels où le salaire réel de la main-d'œuvre est égal à son produit marginal. Le même argument s'applique, bien entendu, au capital et au taux d'intérêt.

K et t. Les deux autres sont obtenues à partir de l'expansion des dérivées de F_L et F_K par rapport à t. L'application de ces équations aux données du secteur non agricole fournit des estimations conformes aux premières, notamment des valeurs de dérivées partielles qui impliquent un progrès technologique neutre.

Nous avons également appliqué ces équations aux secteurs agricoles du Canada et des Etats-Unis ; nos estimations indiquent un impact technologique biaisé en faveur de la main-d'œuvre au Canada et du capital aux E.-U.

Dans la section II de cette étude, nous formulons l'équation qui définit le concept hicksien de neutralité et indiquons les résultats de la régression appliquée au secteur non agricole de l'économie américaine. Dans la section III, nous dérivons les autres équations susceptibles de « mesurer » le biais technologique et les appliquons, dans la section IV, aux données tirées des secteurs agricoles des économies canadienne et américaine. Des commentaires et des conclusions sont présentés dans la dernière section.

II. *Définition hicksienne de la neutralité technologique*

Il est d'usage, à un niveau agrégatif, de restreindre l'analyse des agents de production à ceux de la main-d'œuvre, L, et du capital, K. Ultérieurement, dans cette étude, nous adoptons une fonction de production F dont les dérivées partielles F_L et F_K représentent les rendements des agents L et K. D'ores et déjà, cependant, nous adoptons ces deux termes (F_L et F_K) en vue d'uniformiser la notation de l'étude.

Le progrès technologique affecte l'emploi de L et K par le biais de son effet sur F_L et F_K. Toutefois, les changements induits dans L et K affectent à leur tour les valeurs de F_L et F_K ; la causalité opère dans les deux sens. Les valeurs d'équilibre de F_L et F_K reflètent donc les effets de la technologie et de la substitution entre les facteurs. Afin d'isoler l'effet de la technologie, Hicks (1932) maintient le rapport K/L constant et examine le comportement dans le temps de F_L/F_K. Le temps, t, sert de mesure au progrès technologique.

En vue de simplifier la présentation nous dénotons K/L par k et F_L/F_K par ω. Le concept hicksien de biais peut ainsi être formulé sous la forme fonctionnelle suivante :

$$\omega = \omega(k, t) \tag{1}$$

Cette relation s'interprète comme suit : le progrès technologique est neutre tant que ω est fonction de k seulement et non de t, c'est-à-dire que $\omega_t = 0$ (où, suivant la notation habituelle, ω_t représente la dérivée partielle de ω par rapport à t).

La relation (1) n'est pas susceptible d'estimation ; par contre, sa dérivée totale par rapport à t l'est. La dérivée comporte deux expressions que nous dénotons par σ et B. σ est l'élasticité de substitution entre L et K le long d'un isoquant, c'est-à-dire quand $\omega_t = 0$. Par définition, $\sigma = (dk/d\omega)\ (\omega/k) = (\partial k/\partial\omega)\ (\omega/k)$. B désigne l'indice hicksien de biais et se définit comme suit :

$$B = (F_{Lt}/F_L) - (F_{Kt}/F_K) = \hat{F}_{Lt} - \hat{F}_{Kt} = \hat{\omega}_t$$

(où le signe (ˆ) dénote le taux de croissance de la variable).

La dérivée de l'équation (1) par rapport à t nous donne donc :

$$\hat{\omega} = \frac{1}{\sigma}\hat{K} + B \qquad (2)$$

Evidemment, quand $\hat{F}_{Lt} = \hat{F}_{Kt}$ $(B = \hat{\omega}_t = 0)$, la technologie est qualifiée de neutre. Le progrès technologique « économise du capital » ou est « biaisé en faveur de la main-d'œuvre » quand $\hat{F}_{Lt} > \hat{F}_{Kt}$ $(B > 0)$, et inversement, il « économise de la main-d'œuvre »[2] ou est « biaisé en faveur du capital » quand $\hat{F}_{Kt} > \hat{F}_{Lt}$ $(B < 0)$.

Nous avons appliqué l'équation (2) à des données tirées du secteur privé non agricole de l'économie américaine couvrant les années 1909-1960 et recueillies par Kendrick (1961). Les résultats de la régression sont comme suit :

$$\hat{\omega} = \underset{(0{,}12062)}{1{,}28770}\,\hat{k} + \underset{(0{,}01317)}{0{,}00099}$$

$$R = 0{,}50593 \qquad F = 16{,}87541$$

La valeur estimée du coefficient de $\hat{k}$ est hautement significative et son inverse fournit une estimation, également significative, de σ. L'inverse se monte à 0.77658. Plusieurs estimations parues dans la littérature trouvent comme nous que la substitution entre L et K est inélastique $(\sigma < 1)$. [Voir, par exemple, David and Van De Khumdert (1965), Sato et Hoffman (1968), Beckmann et Sato (1969) et Sato (1974).

La valeur de la constante B n'est pas statistiquement différente de zéro impliquant un progrès technologique neutre. Les résultats parus dans la littérature ne sont pas concluants à cet égard. Les estimations de E. Brubaker (1972) confirment les nôtres alors que A. Talkayama (1974) juge ne pas être en mesure de déterminer la nature (neutralité ou biais) du progrès technologique. Beckmann et Sato (1969) détectent un léger biais alors que Sato (1970), à l'aide d'une fonction comportant les facteurs L et K mesurés en unités d'efficacité, conclut que la technologie a été clairement biaisée en faveur du capital.

---

2. Les expressions en anglais sont « *labour-saving* » et « *capital-saving* ».

En raison des résultats contraires relevés ci-haut, nous formulons, dans les sections d'après, trois autres relations susceptibles de tester la neutralité technologique.

III. *Relations susceptibles de tester la neutralité technologique*

Nous adoptons une fonction de production néo-classique reliant le produit Y aux facteurs L, K et t, comme suit :

$$Y = F(L, K, t)$$

Sous forme matricielle, la dérivée seconde de cette fonction, par rapport à t, se lit [3] :

$$\frac{d^2Y}{dt^2} = \begin{bmatrix} \frac{dL}{dt} & \frac{dK}{dt} & 1 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} F_{LL} & F_{LK} & F_{Lt} \\ F_{KL} & F_{KK} & F_{Kt} \\ F_{tL} & F_{tK} & F_{tt} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \frac{dL}{dt} \\ \frac{dK}{dt} \\ 1 \end{bmatrix} \quad (3)$$

Par analyse de régression, nous déterminons les signes des dérivées secondes et croisées et, à partir des valeurs estimées de F_{Lt} et F_{Kt}, jugeons de la nature du progrès technologique. Certaines restrictions sur les signes des dérivées secondes, notamment la négativité de F_{LL} et F_{KK}, nous servent de contrôle partiel sur les résultats obtenus. Evidemment, pour les dérivés croisées F_{LK}, F_{Lt} et F_{Kt}, un signe positif indique une complémentarité entre les deux facteurs concernés et un signe négatif, une compétitivité.

Pour fins d'estimation, nous avons retenu deux autres équations comportant les dérivées croisées par rapport à t, soit F_{Lt} et F_{Kt}. Ces équations sont obtenues à partir de l'expansion des dérivées de F_L et F_K, comme suit :

3. L'utilisation des facteurs L et K est évidemment sous le contrôle de l'entreprise qui cherche à maximiser ses profits. Le temps est exogène. Certains argumentent que, dans sa planification, l'entreprise établit des compromis entre le temps et ses autres activités et qu'en fait le temps est un facteur de production qui entre dans son optique d'optimisation. Si, pour fins d'analyse théorique, nous acceptons l'endogénéisation du temps, la condition suffisante de maximisation du produit porte sur les facteurs L, K et t. Bien enendu, pour assurer un maximum, les principales majeures de la Hessienne doivent alterner de signe à partir d'un signe initial négatif. Ceci se traduit par :

$$F_{LL} < 0 \quad (4a) \; ; \quad F_{KK} < 0 \quad (4b) \; ; \quad F_{tt} < 0 \quad (4c) \; ;$$

$$F_{LL}F_{KK} - F^2_{LK} > 0 \; (5a) \; ; \; F_{LL}F_{tt} - F^2_{tt} > 0 \; (5b) \; ; \; F_{KK}F_{tt} - F^2_{Kt} > 0 \; (5c) \text{ et}$$

$$F_{LL}(F_{KK}F_{tt} - F^2_{Kt}) - F_{LK}(F_{KL}F_{tt} - F_{Kt}F_{tL}) + F_{Lt}(F_{KL}F_{Kt} - F_{KK}F_{Lt}) < 0 \quad (6)$$

Dans le cas où le temps est maintenu exogène, la condition suffisante de maximisation se limite aux équations (4a), (4b) et (5a).

$$\frac{dF_L}{dt} = F_{LL}\frac{dL}{dt} + F_{LK}\frac{dK}{dt} + F_{Lt} \tag{7}$$

$$\frac{dF_K}{dt} = F_{KL}\frac{dL}{dt} + F_{KK}\frac{dK}{dt} + F_{Kt} \tag{8}$$

En raison des erreurs d'échantillonnage et d'autres problèmes statistiques propres à la régression, une estimation séparée de chacune des trois équations fournirait des valeurs différentes aux mêmes dérivées. Pour obvier à cette difficulté, Zellner (1962) préconise la solution simultanée de toutes les équations. Nous groupons donc dans une même régression les équations (3), (7) et (8). La relation à estimer se présente comme suit[4] :

$$\begin{bmatrix} \dfrac{d^2Y}{dt^2} \\ \dfrac{dw}{dt} \\ \dfrac{dr}{dt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \left(\dfrac{dL}{dt}\right)^2 & \left(\dfrac{dK}{dt}\right)^2 & \left(\dfrac{2dL}{dt}\cdot\dfrac{dK}{dt}\right) & \dfrac{2dL}{dt} & \dfrac{2dK}{dt} \\ 0 & \dfrac{dL}{dt} & 0 & \dfrac{dK}{dt} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \dfrac{dK}{dt} & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} F_{tt} \\ F_{LL} \\ F_{KK} \\ F_{KL} \\ F_{Lt} \\ F_{Kt} \end{bmatrix} \tag{9}$$

IV. *Nouveaux tests de neutralité technologique*

Nous avons appliqué l'équation (9) aux données du secteur non agricole américain ainsi qu'à des données tirées des secteurs agricoles du Canada et des E.-U.

Pour le Canada, les données couvrent les années 1946 à 1973 et ont été recueillies de statistiques publiées par Statistique-Canada et la Banque du Canada. Les données du secteur agricole américain couvrent les années 1940 à 1973 et ont été obtenues de publications des départements d'agriculture et du commerce.

Des dollars de valeur courante ajustée par des indices appropriés de prix nous ont servi à mesurer la valeur de la production et le niveau du capital utilisé. La main-d'œuvre est mesurée en nombre d'heures de travail.

Les résultats de la régression sont donnés au tableau 1. Dans plusieurs cas, les valeurs estimées des dérivées secondes sont si faibles que le premier chiffre significatif ne paraît qu'au-delà de la cinquième décimale (pour F_{tt}, par exemple, la valeur estimée est typiquement de $-0.00000...$).

4. $F_L = w$ (taux de salaire réel).
$F_K = z$ (taux d'intérêt monétaire).

Pour ces cas, nous nous sommes limités à indiquer le signe (positif ou négatif) de la dérivée seconde.

V. *Commentaires et conclusions*

Le principe de maximisation préconise des dérivées secondes F_{LL} et F_{KK} négatives ; dans les trois secteurs à l'étude, les résultats de la régression sont conformes à cette attente. Le signe de F_{tt} est aussi négatif, indiquant une productivité positive mais décroissante du temps (ou de la technologie).

Dans le secteur agricole canadien, le signe négatif de F_{LK} reflète une compétitivité entre la main-d'œuvre et le capital. Ceci implique qu'une utilisation accrue d'un des facteurs réduit la productivité de l'autre. Dans l'ensemble, le progrès technologique semble avoir avantagé la main-d'œuvre au détriment du capital ($F_{Lt} > 0$ et la valeur estimée de F_{Kt} n'est pas statistiquement différente de zéro).

Le secteur agricole de l'économie américaine se caractérise par un effet inverse. La main-d'œuvre et le capital sont complémentaires ($F_{LK} > 0$) de sorte qu'une utilisation accrue d'un des facteurs augmente la productivité de l'autre. De plus, le biais technologique semble avoir avantagé le capital au détriment de la main-d'œuvre ($F_{Kt} > 0$ et la valeur estimée de F_{Lt} n'est pas statistiquement différente de zéro). Cette dernière estimation est conforme aux résultats obtenus par Lianos (1971) et Doutriaux et Zind (1976).

Dans le secteur privé non agricole de l'économie américaine, les facteurs de production sont également complémentaires. Toutefois, les deux dérivées croisées, F_{Lt} et F_{Kt}, sont positives et statistiquement significatives. La neutralité technologique hicksienne préconise que $F_{Lt}/F_L = F_{Kt}/F_K$ où également $F_{Lt}/F_{Kt} = F_L/F_K$. En partant de l'hypothèse

TABLEAU 1

RÉSULTATS DE L'ANALYSE DE RÉGRESSION APPLIQUÉE AUX ÉQUATIONS (3), (7) ET (8) [1]

Secteur	F_{LL}	F_{KK}	F_{tt}	F_{LK}	F_{Lt}	F_{Kt}	R
Non agricole U.S.	—*	—*	—*	+**	.0572**	.0105**	.70
Agricole canadien	—*	—*	—*	—*	.0403**	.0008*	.37
Agricole U.S.	—*	—*	—*	+**	.0007*	.0304**	.74

* Non significativement différent de zéro.
** Significatif à un niveau de 1%.
1. L'analyse des résidus n'indique pas de corrélation sériale et une régression par étapes ne laisse pas croire à la présence de multicollinéarité. Le lecteur intéressé aux calculs est prié de s'adresser à l'auteur qui se fera un plaisir de les lui communiquer.

de marchés compétitifs nous avons mesuré F_L par le taux de salaire (w) et F_K par le taux d'intérêt (r). Pour la période 1909-1960, la moyenne du taux de salaire est $0.785 et du taux d'intérêt 0.143. Le rapport de ces deux moyennes, notamment 0.785/0.143, est d'environ 5.5. Le rapport des valeurs estimées de F_{Lt} et F_{Kt} étant environ de 5.3, nous sommes donc enclins à croire que le progrès technologique a été neutre. Ce résultat est conforme à celui obtenu à l'aide de notre équation (2).

Richard G. ZIND,
Université d'Ottawa.

RÉFÉRENCES

M.J. Beckmann et R. Sato, « Aggregate Production Functions and Types of Technical Progress : A Statistical Analysis », *The American Economic Review,* mars 1969, 59, 88-101.

E. Brubaker, « Multi-Neutral Technical Progress : Compatibilities, Conditions, and Consistency with Some Evidence », *The American Economic Review,* décembre 1972, 62, 997-1003.

P.A. David et T. Van de Klundert, « Non-Neutral Efficiency Growth and Substitution between Capital and Labor in the U.S. Economy, 1899-1960 », *The American Economic Review,* juin 1965, 55, 357-394.

J. Doutriaux et R. Zind, « Factor Input Efficiency and Technological Bias with Application to the U.S. Agriculture », *The Review of Economics and Statistics,* août 1976.

J.R. Hicks, *The Theory of Wages,* 3e édition (New York : St. Martin's Press, 1963).

J.W. Kendrick, *Productivity Trends in the United States* (Princeton : Princeton University Press, 1961).

T.P. Lianos, « The Relative Share of Labor in the United States Agriculture 1949-1968 », *American Journal of Agricultural Economics,* août 1971, 53, nº 3, 411-422.

R. Sato, « The Estimation of Biased Technical Progress and the Production Function », *International Economic Review,* juin 1970, 11, 179-208.

———, « The Most General Class of CES Functions », *Econometrica,* septembre-novembre 1975, 43, 999-1003.

——— et M. Beckmann, « Neutral Inventions and Production Functions », *Review of Economic Studies,* janvier 1968, 35, 57-66.

——— et R.F. Hoffman, « Production Functions with Variable Elasticity of Substitution : Some Analysis and Testing », *The Review of Economics and Statistics,* novembre 1968, 50, 453-460.

A. Takayama, « On Biased Technological Progress », *The American Economic Review,* septembre 1974, 64, 631-639.

A. Zellner, « An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression and Tests of Aggregation Bias », *Journal of the American Statistical Association,* 1962, 57, 348-368.